Aus dem Institut für Rechtsmedizin der Universität
Marburg
(Direktor: Prof. Dr. F. Schleyer)

Vergleichende Untersuchungen über die Berechnung der serologischen Erzeugerplausibilität an Hand von 4 Verfahren

INAUGURAL-DISSERTATION
zur Erlangung des Doktorgrades
der gesamten Medizin

dem Fachbereich Humanmedizin
der Philipps-Universität Marburg

vorgelegt von

Erhard Schmidt
aus Deutsch-Liebau

Marburg 1972

Druck: Görich & Weiershäuser, Marburg

Aus dem Institut für Rechtsmedizin der Universität
Marburg
(Direktor: Prof. Dr. F. Schleyer)

Vergleichende Untersuchungen über die Berechnung der serologischen Erzeugerplausibilität an Hand von 4 Verfahren

INAUGURAL-DISSERTATION
zur Erlangung des Doktorgrades
der gesamten Medizin

dem Fachbereich Humanmedizin
der Philipps-Universität Marburg

vorgelegt von

Erhard Schmidt
aus Deutsch-Liebau

Marburg 1972

Druck: Görich & Weiershäuser, Marburg

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Angenommen vom Fachbereich Humanmedizin
der Universität Marburg am: 28. November 1972

gedruckt mit Genehmigung des Fachbereichs

Dekan: Prof.Dr.med. H. Oepen

Referent: Prof.Dr.med. F. Schleyer

Correferent: Prof. Dr. rer. nat. P. Ihm

Inhalt

A. Einleitung 5
B. Die mathematischen Grundlagen der Verfahren . 7
1. Das ESSEN-MÖLLER-Verfahren 7
2. Das Verfahren von STUTZ und ZIMMERMANN . . 9
3. Das Verfahren von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER 12
4. Das Verfahren von HOMMA 14
5. Die Werte nach JANCIK und SPEISER 16
C. Rechenbeispiele 18
1. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit W nach ESSEN-MÖLLER 18
2. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit W nach STUTZ und ZIMMERMANN 20
3. Die Zufallswahrscheinlichkeit Z nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER 22
4. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit p nach Homma 23
D. Eigene Untersuchungen 25
1. Material und Methodik 25
2. Hilfsmittel 27
3. Zahlenwerte 28
4. Besprechung 38
E. Zusammenfassung 49
F. Literatur 50

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41546005_0032

A. Einleitung

Seit 1900 sind mehr als 200 "Blutmerkmale" (HERBICH) entdeckt worden. Um im serologischen Vaterschaftsgutachten verwendet zu werden, müssen die einzelnen Merkmale folgende Voraussetzungen erfüllen: Die Merkmale müssen erblich sein. Ihr Erbgang muß gesichert sein. Sie sollen bereits bei der Geburt oder wenig später ausgebildet und jederzeit nachweisbar sein. Sie dürfen sich während des gesamten Lebens nicht verändern. Diese Bedingungen erfüllen weniger als 30 Systeme.

Die Erkenntnisse der Blutgruppenforschung wurden 1926 erstmalig in einem Gutachten während eines Vaterschaftsprozesses, und zwar in Österreich angewandt. Ein Jahr später billigte der Oberste Gerichtshof Österreichs die Beweisführung (HERBICH). In Deutschland basierte die Wertung eines Ausschlusses im ABO-System auf einer Entschließung des Reichsgesundheitsamtes vom 6. Mai 1929, nach dem das Verfahren der Blutgruppenbestimmung wissenschaftlich ausreichende Sicherheit besaß, um im gegebenen Falle die Forderung der "offenbaren Unmöglichkeit" zu erfüllen (SCHWARZFISCHER). Das Reichsgericht billigte diese Entschließung und ließ die Blutgruppenbestimmung als Beweismittel in einem Meineidsprozeß 1930 endgültig zu. In der Folgezeit galt in der deutschen Vaterschaftsserologie nur der negative Vaterschaftsnachweis: Ein

Mann war dann als Vater ausgeschlossen, wenn er ein Merkmal nicht vererben konnte, das beim Kind vorhanden war und vom Erzeuger herrühren mußte. War der Mann jedoch nicht auszuschließen und besaß er gleichzeitig mit dem Kind allein mehrere, womöglich seltene serologische Merkmale gemeinsam, so war er andererseits als Vater nicht nur möglich, sondern sogar wahrscheinlich. Damit bestand die Möglichkeit, eine Vaterschaft positiv zuzuordnen. Der nächste Schritt war, die serologischen Befunde biostatistisch auszuwerten.

Es ist das große Verdienst von ESSEN-MÖLLER, im Jahre 1938 eine brauchbare Formel zur Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit an Hand anthropologisch-somatischer Befunde angegeben zu haben. Weitere Berechnungsverfahren wurden 1960 von STUTZ und ZIMMERMANN, 1968 von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER und 1969 von HOMMA entwickelt. Diese Verfahren gewannen dadurch an Bedeutung, daß durch das neue Nichtehelichkeitsgesetz der Bundesrepublik Deutschland (Bundesgesetzblatt vom 22.8.1969) auch gesetzgeberisch eine Hinwendung zum positiven Vaterschaftsnachweis vollzogen wurde (HUMMEL; SPIELMANN und RENNINGER).

B. Die mathematischen Grundlagen der Verfahren

1. Das ESSEN-MÖLLER-Verfahren

Die ESSEN-MÖLLER-Formel basiert auf dem BAYESschen Theorem. Sie hat folgendes Prinzip: Es wird angenommen, daß sowohl "echte" als auch "falsche" Väter in den Vaterschaftsprozessen zur Untersuchung kommen. "Echte" Väter sind die wahren Erzeuger der Kinder, "falsche" Väter beliebig aus der Bevölkerung herausgegriffene Männer, die zufällig nicht ausgeschlossen werden können. Es ist einleuchtend, daß ein bestimmtes Merkmal des Kindes bei wahren Vätern häufiger auftritt als bei "falschen" Vätern. Bezeichnet man die erste Häufigkeit mit X, die zweite mit Y - beide Größen lassen sich aus den Genfrequenzen ermitteln -, und nimmt man weiterhin an, daß "echte" und "falsche" Väter gleichhäufig zur Beurteilung kommen, so ergibt sich die Wahrscheinlichkeit W, daß ein merkmaltragender Mann der wahre Vater ist, als:

$$W = \frac{X}{X + Y} \longrightarrow \frac{1}{1 + \frac{Y}{X}} .$$

Zieht man mehrere, voneinander unabhängige Merkmale heran, so ergibt sich die Formel in Anwendung des Produktsatzes der Wahrscheinlichkeitsrechnung (IHM):

$$W = \frac{1}{1 + \frac{Y_1 \cdot Y_2 \cdot Y_3 \cdot Y_4 \cdots Y_n}{X_1 \cdot X_2 \cdot X_3 \cdot X_4 \cdots X_n}}$$

Die Berechnung der Mutter-Kind-Eventualvater-Terzettenwahrscheinlichkeiten wurde von HUMMEL und IHM ausgearbeitet, mehrfach ergänzt und inzwischen tabellarisch zusammengefaßt. Die Verfasser geben den dekadischen Logarithmus der sogenannten "kritischen Werte" $\frac{Y}{X}$ der wichtigsten phänotypischen Mutter-Kind-Eventualvater-Verbindungen an. $\frac{Y}{X}$ stellt das Verhältnis der Vorkommenshäufigkeit Y einer Merkmalskombination unter Nichtvätern zur Vorkommenshäufigkeit X derselben Merkmalskombination unter Vätern dar und ist als Likelihoodquotient der Vaterschaftswahrscheinlichkeit nach ESSEN-MÖLLER zu verstehen (HUMMEL). Zur Vereinfachung der Rechnung wurde dabei den lg $\frac{Y}{X}$ - Werten die Zahl 10 hinzuaddiert. Dadurch werden negative Logarithmen vermieden. Nach Bildung der Endsumme der einzelnen lg $\frac{Y}{X}$ -Summanden liest man die endgültigen Wahrscheinlichkeitswerte aus einer Tabelle ab. Will man die Prozentualwerte verbal ausdrücken, so gilt das Gutachten des Robert Koch-Institutes aus dem Jahre 1939, in dem 3 Sicherheitsgrade, nämlich 99.8%, 99% und 96% festgelegt wurden. Nach HOPPE und HAIN entsprechen diese offenbar der 3σ-, 2.5σ- und 2σ- Grenze der GAUSS-LAPLACEschen Verteilungskurve. Der als "unentschieden" bezeichnete Wahrscheinlichkeitsbereich von 90% bis 10% leitet sich vom WALDschen Sequentialverfahren ab (HUMMEL 1969[1]). Hierbei gilt:

$$\frac{\beta}{1-\alpha} < \frac{Y}{X} < \frac{1-\beta}{\alpha} \quad ,$$

wobei α die Wahrscheinlichkeit ist, mit der bei Vaterschaft Nichtvaterschaft behauptet wird, und ß die Wahrscheinlichkeit des umgekehrten Falles. Setzt man schließlich noch $\alpha = ß = 0.05$, dann ergeben sich die oben angeführten Grenzen des Bereiches "unentschieden". Die auf Nichtvaterschaft hinweisenden Bereiche stellen die Komplementwerte der auf Vaterschaft deutenden Wahrscheinlichkeitsprozente dar.

2. Das Verfahren von STUTZ und ZIMMERMANN

STUTZ und ZIMMERMANN suchen den Erzeuger unter einer begrenzten Anzahl von Eventualvätern, nämlich Männern, die der Kindesmutter in der Empfängniszeit beigewohnt haben. Um auch nichterkannte Mehrverkehrszeugen zu erfassen, wird von den Verfassern empfohlen, bewußt von einer höheren Stichprobengröße von $n = 4$ bis $n = 8$ Männern auszugehen, wobei sie eine Zahl von $n = 4$ für ausreichend halten. Die Eventualväter bilden bezüglich der Blutgruppenmerkmale der männlichen Bevölkerung eine unausgelesene und daher repräsentative Stichprobe. Der "vermutliche Erzeuger" - dargestellt durch den Kläger oder den Beklagten - sei stets hier zu finden. Von der Anzahl der Eventualväter sowie der Häufigkeit der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" - als diejenigen Blutgruppeneigenschaften zu verstehen, die das Kind vom Vater geerbt haben muß - hängt es ab, ob unter den

Eventualvätern mehrere "genetisch mögliche Väter" zu finden sind. STUTZ und ZIMMERMANN wenden im Hinblick darauf den binomischen Satz an und berechnen die Wahrscheinlichkeiten W_0, W_1, W_2 .... W_n, mit denen die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" mit der Grundhäufigkeit P nullmal, einmal, zweimal ... ... n-mal innerhalb der Stichprobe aus n Eventualvätern auftreten können. W_0 bis W_n entsprechen dabei den Summanden der binomischen Reihe in umgekehrter Reihenfolge. Es ist:

$$[P + (1 - P)]^n = W_0 + W_1 + W_2 + ... + W_n \; . \qquad (I)$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß diese "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" nullmal oder höchstens einmal in der Stichprobe vorkommen, daß also außer dem "vermutlichen Erzeuger" kein anderer Mann aus der Stichprobe als Vater möglich ist, ergibt sich als:

$$W = W_0 + W_1 \; , \qquad (II)$$

wobei $W_0 = (1 - P)^n$ (II_1) und $W_1 = nP(1 - P)^{n-1}$ (II_2) darstellen.

Bei 2 genetisch möglichen Männern kommt auf jeden - gleiche Chancen auf Vaterschaft vorausgesetzt - die Hälfte der zu erwartenden Wahrscheinlichkeit W_2. Auf den "vermutlichen Erzeuger" entfällt also $\frac{1}{2} W_2$; bei 3 nicht auszuschließenden Männern $\frac{1}{3} W_3$ usw. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit des "vermutlichen Erzeugers" errechnet sich damit als:

$$W = W_0 + W_1 + \frac{1}{2} W_2 + \frac{1}{3} W_3 + ... + \frac{1}{n} W_n \quad , \qquad (III)$$

oder auch: $$W = W_0 + W_1 + \sum_{i=2}^{i=n} \frac{1}{i} W_i \quad . \qquad (IV)$$

Der Ausdruck $\sum_{i=2}^{i=n} \frac{1}{i} W_i$ (i ist hierbei das Symbol für fortlaufende Zahl) läßt sich noch vereinfachen, indem man $\sum_{i=2}^{i=n} W_i$ durch den Faktor Z, auch "höchste Ereigniszahl" genannt, teilt. Z zeigt an, wieviele von n Männern die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 0.0001 erwarten lassen, und läßt sich aus Formel (I) errechnen. Die Genauigkeit geht dabei jedoch verloren; der sich ergebende Näherungswert liegt etwas niedriger als die tatsächliche Summe:

$$\sum_{i=2}^{i=n} \frac{1}{i} W_i \approx \frac{1}{Z} \sum_{i=2}^{i=n} W_i \quad .$$

Da aber $$\sum_{i=2}^{i=n} W_i = 1 - (W_0 + W_1) \qquad (V)$$

ist, ergibt sich für die Vaterschaft des "vermutlichen Erzeugers" bei n geschätzten Eventualvätern:

$$W_{(n)} = W_0 + W_1 + \frac{1 - (W_0 + W_1)}{Z} \quad . \qquad (VI)$$

Die Wahrscheinlichkeiten $W_0 + W_1$ lassen sich aus Formel (II_1) und (II_2) berechnen. Sie sind abhängig von der Grundhäufigkeit P der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" und der Anzahl n der Eventualväter. Die Eventualväterzahl wird, indem man den Lebenswandel der Mutter berücksichtigt, geschätzt, die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" er-

geben sich aus der Mutter-Kind-Konstellation. Die Grundhäufigkeit der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" errechnet sich nun durch Multiplikation der Frequenzen der einzelnen serologischen Erbmerkmale, die das Kind sicher vom Vater geerbt haben muß. Weist dieser ein Merkmal reinerbig auf, so verwenden STUTZ und ZIMMERMANN die Genhäufigkeit - Häufigkeit des betreffenden Gens (Vererbungshäufigkeit) -, besitzt er es jedoch nicht sicher reinerbig oder gemischterbig, dann setzen die Verfasser die Genotypenhäufigkeit - Häufigkeit der Anlagenträger in der Bevölkerung (Vorkommenshäufigkeit) - ein. Gen- und Genotypenhäufigkeit sind in der Arbeit von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER (1968[1]) angegeben.

3. Das Verfahren von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER

Dieses Verfahren geht auf einen Ansatz von SACHS und HOPPE (1960) zurück. Die beiden letztgenannten Autoren berechnen mit ihrer Formel die "Irrtumshäufigkeit" x, auch als Nichtausschluß-Wahrscheinlichkeit x für Nichtväter bezeichnet (HUMMEL 1969[2]). Unter der "Irrtumshäufigkeit" verstehen sie die Größe des Fehlers, ausgedrückt in Prozent, den man begeht, wenn man einen in einem Vaterschaftsgutachten nicht ausgeschlossenen Mann kategorisch als Erzeuger des betreffenden Kindes betrachtet. Sie ist identisch

mit der Frequenz der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" (STUTZ und ZIMMERMANN) in der männlichen Bevölkerung. Die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" stellen die dem Kinde vom Erzeuger nachweislich vererbten Erbmerkmale dar und sind aus der Mutter-Kind-Paarung abzuleiten.

FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER berücksichtigen neben den "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" noch das Genmuster des nichtausgeschlossenen Mannes. Sie untersuchen dabei, ob dieser die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" sicher oder nur möglicherweise aufweist, und unterscheiden daher erkennbare Träger der Erbmerkmale von potentiellen Trägern. Die Häufigkeit (A) der erkennbaren Anlagenträger eines Erbmerkmales berechnen sie aus der Frequenz (x_1) des betreffenden Genes mit Hilfe der Formel:

$$A = 2 \cdot x_1 - x_1^2 \qquad (I)$$

Die Häufigkeit der möglichen Anlagenträger ergibt sich als die Summe der Frequenzen der Phänotypen, unter denen das geforderte Erbmerkmal verborgen sein kann. Beide Frequenzen - die der sicheren und die der möglichen Anlagenträger eines Genes - sind in einer Tabelle zusammengefaßt.

Die von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER mit Z bezeichnete Zufallswahrscheinlichkeit - als Wahrscheinlichkeit des zufälligen Auftretens der "unerläßlichen

väterlichen Erbeigenschaften" bei einem Nichtvater zu verstehen - erhält man durch Multiplikation der Häufigkeiten der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" bei sicheren, beziehungsweise möglichen Anlagenträgern. Um die Rechnung zu erleichtern, geben die Verfasser den dekadischen Logarithmus der Häufigkeiten an. Mit Hilfe der partiellen Binominalfunktion $\dot{Z}_{(n)} = 1 - (1 - Z)^n$ läßt sich die Zufallswahrscheinlichkeit bei einem Kollektiv von n zur Begutachtung kommender Männer korrigieren.

4. Das Verfahren von HOMMA

Bei dieser Methode der empirischen Bestimmung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit p muß die Fällezahl F des bei der Berechnung berücksichtigten Ein-Kind-ein Mann-Erstgutachten-Kollektivs bekannt sein. Aus diesem ist die Anzahl A derjenigen Gutachten zu bestimmen, die zum Ausschluß des beteiligten Mannes geführt haben. HOMMA unterscheidet hierbei noch zwischen klagendem Kind und dem Kinde gleichnamigen klagenden Mann. Indem man den Quotienten aus der Ausschlußzahl A und der Fällezahl F bildet, erhält man die Ausschlußhäufigkeit (a) des jeweiligen Kollektivs F. Es gilt:

$$\frac{A}{F} = a \qquad (I)$$

Die verbleibenden Mutter-Kind-Paarungen, die nicht durch Ausschluß entschieden werden konnten, werden nun auf die Blutgruppeneigenschaften hin untersucht, deren Auftreten im Hinblick auf die betreffende Mutter-Kind-Konstellation einen Probanden als Vater ausschließen würde. Sind x_1, x_2, x_3 ..... x_n die Ausschlußwahrscheinlichkeiten der oben geforderten Systeme, so ergibt sich die Gesamt-Ausschlußwahrscheinlichkeit W als:

$$W = 1 - (1 - x_1)\cdot(1 - x_2)\cdot(1 - x_3) \ldots (1 - x_n). \quad \text{(II)}$$

Hierbei stellt der Ausdruck (1 - W) den Produktsatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung dar und ist als Nichtausschluß-Wahrscheinlichkeit zu verstehen. Die Ausschlußwahrscheinlichkeiten x_1 bis x_n der einzelnen Systeme geben an, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, daß ein Mann mit Hilfe dieser Systeme als Erzeuger ausgeschlossen werden kann. Sie sind von JANCIK und SPEISER und SPEISER (1963) in Tabellen zusammengefaßt.

Die Ausschlußwahrscheinlichkeit definiert sich (in Anlehnung an HOMMA, der Prozentwerte angibt) als die Zahl der ausgeschlossenen Männer eines Kollektivs im Verhältnis zur Gesamtzahl der Nichtväter dieses Kollektivs.

$$W = \frac{A}{F - V} \quad . \qquad \text{(III)}$$

V ist hierbei die Väterzahl (Anzahl der Väter im Kollektiv). Dividiert man Nenner und Zähler der For-

mel (III) durch F, so erhält man:

$$W = \frac{a}{1 - v} \quad . \qquad \text{(IV)}$$

Nach der Väterhäufigkeit v aufgelöst, folgt:

$$v = 1 - \frac{a}{W} \quad . \qquad \text{(V)}$$

Analog zur Ausschlußwahrscheinlichkeit W ergibt sich die Vaterschafts-Wahrscheinlichkeit p als Verhältnis der Väterzahl V zu der Anzahl der nichtausgeschlossenen Männer.

$$p = \frac{V}{F - A} \longrightarrow p = \frac{v}{1 - a} \qquad \text{(VI)}$$

Durch Multiplikation der Formel (VI) mit 100 erhält man p ausgedrückt in Prozent.

5. Die Werte nach JANCIK und SPEISER

Die von JANCIK und SPEISER 1952 veröffentlichten Werte über die Vaterschafts-Ausschlußwahrscheinlichkeit errechnen sich mit Hilfe des Produktsatzes der Wahrscheinlichkeitsrechnung. Sind x_1 bis x_n die Ausschlußwahrscheinlichkeiten voneinander unabhängiger Systeme, so gilt für die Gesamt-Ausschlußwahrscheinlichkeit W:

$$W = 1 - (1 - x_1) \cdot (1 - x_2) \cdot (1 - x_3) \ldots . (1 - x_n).$$

Diese Formel ist von HOMMA in seinem Verfahren

wieder aufgegriffen worden und erscheint bei ihm als Gleichung (II).

C. Rechenbeispiele

Die nach den einzelnen Methoden möglichen Wahrscheinlichkeitsberechnungen sollen nun an Hand einer Mutter-Kind-Eventualvater-Konstellation erläutert werden. Es sei:

Mutter	:	O	MNSs	CcD.Ee	K^-	Fy(a+)(b+)	acPh(A)
		Hp 2-1	Gm(1-)(2-)	Gc 2-2			
Kind	:	A_1	NNs	ccD.E	K^-	Fy(a-)(b+)	acPh(AB)
		Hp 1-1	Gm(1+)(2+)	Gc 2-2			
Eventualvater	:	A_1	NNs	ccD.E	K^-	Fy(a-)(b+)	acPh(B)
		Hp 1-1	Gm(1+)(2+)	Gc 2-1			

1. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit W nach ESSEN-MÖLLER

Zunächst werden die dekadischen Logarithmen der "kritischen Werte" $\frac{Y}{X}$ für obige Konstellation in den einzelnen Systemen den Tabellen von HUMMEL und IHM entnommen.

ABO : $\lg \frac{Y}{X} + 10 = 9.5788$

MNSs : $\lg \frac{Y}{X} + 10 = 9.5887$

Rh : $\lg \frac{Y}{X} + 10 = 9.1489$

Kell : $\lg \frac{Y}{X} + 10 = 9.9826$

Duffy	:	$\lg \frac{Y}{X} + 10$	=	9.7677
Haptoglobine	:	$\lg \frac{Y}{X} + 10$	=	9.5977
Gm-Serumgruppe	:	$\lg \frac{Y}{X} + 10$	=	9.2909
Gc-System	:	$\lg \frac{Y}{X} + 10$	=	9.7024
acPh	:	$\lg \frac{Y}{X} + 10$	=	9.7592
Summe	:	$\lg \frac{Y}{X} + 90$	=	86.4169

Die Summe 86.4169 entspricht dem $\lg \frac{Y_{(n)}}{X_{(n)}} + n \cdot 10$, wobei n die Anzahl der zur Beurteilung des jeweiligen Falles berücksichtigten Systeme darstellt. Zieht man von dieser Summe den Betrag $10 \cdot (n-1)$ ab, so ergibt sich:

$$\lg \frac{Y_{(n)}}{X_{(n)}} + 10 = 6.4169 \; . \qquad \text{(I)}$$

Nach $\frac{Y_{(n)}}{X_{(n)}}$ aufgelöst, folgt: $\frac{Y_{(n)}}{X_{(n)}} = 10^{\,0.4169-4}$.
Dies ist gleich

$$\frac{Y_{(n)}}{X_{(n)}} = 2.612 \cdot 10^{-4} \; . \qquad \text{(II)}$$

Setzt man den Wert (II) in die ESSEN-MÖLLER-Formel ein, dann erhält man $W = \frac{1}{1 + 2.612 \cdot 10^{-4}} \approx 0.9997$, oder ausgedrückt in Prozent W(%) = 99.97 %.

Bei der oben als Beispiel angegebenen Mutter-Kind-Eventualvater-Verbindung ergibt sich also für den Probanden nach der ESSEN-MÖLLER-Methode eine Vaterschaftswahrscheinlichkeit von 99.97%. Der Proband ist als Vater "praktisch erwiesen".

2. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit W nach STUTZ und ZIMMERMANN

Zunächst ist die Grundhäufigkeit P der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" zu berechnen. Vom Erzeuger werden die Gene A_1 , Ns , cE , k , Fy^b , $acPh^B$, Hp^1 , Gm^1 , Gm^2 und Gc^2 gefordert. Der Eventualvater besitzt die Erbmerkmale Ns , cE , k , Fy^b , $acPh^B$ und Hp^1 sicher reinerbig, die Gene A_1 , Gm^1 , Gm^2 und Gc^2 nicht sicher reinerbig oder gemischterbig. P errechnet sich nun aus der Genhäufigkeit für Ns , cE , k , Fy^b , $acPh^B$ und Hp^1 und der Genotypenhäufigkeit für A_1 , Gm^1 , Gm^2 und Gc^2 . Es folgt:

$$P = 0.3838 \cdot 0.3895 \cdot 0.1409 \cdot 0.9607 \cdot 0.5857 \cdot 0.5889 \cdot$$
$$\cdot 0.3982 \cdot 0.5050 \cdot 0.1875 \cdot 0.4717,$$
$$\underline{P = 0.000124} \ .$$

Mit Hilfe von P lassen sich nun $W_0 + W_1$ bestimmen. Nach Formel (II_1) und (II_2) gilt:

$$W_0 = (1 - P)^n \ ; \qquad W_1 = n \cdot P \ (1 - P)^{n-1} \ .$$

Es werden - dem Vorschlag von STUTZ und ZIMMERMANN folgend - 4 mögliche Eventualväter angenommen. Dann ergibt sich in unserem Beispiel:

$$W_0 = (1 - 0.000124)^4; \quad W_1 = 0.000496 \cdot (1 - 0.000124)^3$$
$$W_0 = 0.999504 \qquad W_1 = 0.0004958 \approx 0.000496.$$
$$W_0 + W_1 = 0.9999998$$

$W_0 + W_1 = 1.0000.$

Hierauf wird die "höchste Ereigniszahl" Z berechnet. Für P = 0.000124 nimmt sie - dies geht aus Formel (I) hervor - den Wert 1 an. Nach Gleichung (VI) gilt für die Vaterschaftswahrscheinlichkeit W:

$$W = W_0 + W_1 + \frac{1 - (W_0 + W_1)}{Z}$$

$$W = 1 + \frac{1 - 1}{1}$$

$W = 1$ oder ausgedrückt in Prozent:

$\underline{W(\%) = 100\%}$.

Das heißt: Bei der als Beispiel angeführten Mutter-Kind-Eventualvater-Verbindung und 4 möglichen Eventualvätern entfällt auf den "vermutlichen Erzeuger" eine Vaterschaftswahrscheinlichkeit von W = 100%. Er gilt somit sicher als Erzeuger des Kindes.

3. Die Zufallswahrscheinlichkeit Z von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER

Im angegebenen Beispiel sind A_1, Ns, cE, k, Fy^b, $acPh^B$, Hp^1, Gm^1, Gm^2 und Gc^2 die "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften". Sie sind beim Vater sicher vorhanden. Die Zufallswahrscheinlichkeit Z berechnet sich nun aus der Häufigkeit der erkennbaren Anlagenträger dieser Erbmerkmale in der Bevölkerung wie folgt:

$$Z = 0.3838 \cdot 0.6273 \cdot 0.2619 \cdot 0.9985 \cdot 0.8283 \cdot 0.8310 \cdot \cdot 0.6379 \cdot 0.5050 \cdot 0.1875 \cdot 0.4717 \ .$$

Indem man die Multiplikation logarithmisch ausführt, ergibt sich:

A_1	:	$\lg[A_1]$	+ 10	=	9.58410
Ns	:	lg[Ns]	+ 10	=	9.79748
cE	:	lg[cE]	+ 10	=	9.41814
k	:	lg[k]	+ 10	=	9.99935
Fy^b	:	$\lg[Fy^b]$	+ 10	=	9.91819
$acPh^B$	:	$\lg[acPh^B]$	+ 10	=	9.91960
Hp^1	:	$\lg[Hp^1]$	+ 10	=	9.80475
Gm^1	:	$\lg[Gm^1]$	+ 10	=	9.70329
Gm^2	:	$\lg[Gm^2]$	+ 10	=	9.27300
Gc^2	:	$\lg[Gc^2]$	+ 10	=	9.67367
		lg Z	+ 100	=	97.09157

$$\lg Z + 10 = 7.09157$$

$$Z = 0.001235 \quad \text{oder}$$

$$\underline{Z(\%) = 0.1235\%}.$$

Die Wahrscheinlichkeit des zufälligen Auftretens der "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" bei einem Nichtvater beträgt Z = 0.1235%. Für diesen niedrigen Wert haben FIEDLER, HOPPE und PETTEKOFER die verbale Bewertung "als Erzeuger des Kindes praktisch erwiesen" vorgeschlagen.

4. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit p nach HOMMA

Die Fällezahl F sei 421; davon mögen 99 zum Ausschluß des Probanden geführt haben. Demnach ergibt sich die Ausschlußhäufigkeit a als:

$$a = \frac{99}{421} \quad .$$

Im Beispiel würde durch die Merkmale O, A_2, B, A_2B, MMSS, CCee, Fy(a+)(b-), acPh (A), (AC) oder (C), Hp 2-2, Gm(1-)(2-) und Gc 1-1 ein Ausschluß des Eventualvaters erreicht. Die Ausschlußwahrscheinlichkeit W für diese Merkmalskombination errechnet sich aus Gleichung (II). Zunächst sind jedoch die Ausschlußwerte W_T für die ABO-, MN-, D-, K-, C- und E-Eigenschaften aus der Tabelle nach JANCIK und SPEISER ab-

zulesen. Im geschilderten Fall beträgt der Wert W_T = 94.04% oder 0.9404. Die Ausschlußhäufigkeiten der fehlenden Merkmale sind aus einer Ergänzungstabelle (SPEISER) ersichtlich. Es gilt:

$$W = 1 - (1 - W_T) \cdot (1 - 0.1005) \cdot (1 - 0.177) \cdot (1 - 0.166) \cdot (1 - 0.41) \cdot (1 - 0.8408) \cdot (1 - 0.55)$$

$$W = 1 - 0.0596 \cdot 0.8995 \cdot 0.823 \cdot 0.834 \cdot 0.59 \cdot 0.1592 \cdot 0.45$$

$$W = 1 - 0.00155536$$

$$W = 0.99844464 \quad \text{oder}$$

$$\underline{W(\%) = 99.84\%} \ .$$

Nach Formel (V) und (VI) folgt für die Vaterschaftswahrscheinlichkeit p:

$$p = \frac{1 - \frac{99}{421 \cdot 0.9984}}{1 - \frac{99}{421}}$$

$$p = 0.999507....$$

$$\underline{p(\%) = 99.95\%} \ .$$

Gehört die gezeigte Mutter-Kind-Eventualvater-Verbindung wie im vorliegenden Fall zu einem Kollektiv von 421 Fällen, von denen 99 durch Ausschluß des Mannes entschieden werden konnten, dann entfällt auf den Probanden eine Vaterschaftswahrscheinlichkeit von p = 99.95%. Der Proband ist damit als Vater praktisch erwiesen.

D. Eigene Untersuchungen

1. Material und Methodik

Aufgabe der vorliegenden Untersuchung war ein Vergleich der Ergebnisse der 4 beschriebenen Rechenverfahren. Die Fälle wurden unausgelesen dem Archiv des Instituts für Rechtsmedizin der Universität Marburg entnommen. Insgesamt sind es 421 Fälle eines geschlossenen Zeitraums mit zusammen 565 Männern. 99 (24%) dieser Gutachten konnten durch Ausschluß der beteiligten Männer abgeschlossen werden. Bei den verbleibenden 322 Gutachten mit 344 nichtauszuschließenden Männern wurde die Vaterschaftswahrscheinlichkeit nach der ESSEN-MÖLLER-Formel, der Methode nach STUTZ und ZIMMERMANN und dem von HOMMA erarbeiteten Verfahren sowie die Zufallswahrscheinlichkeit nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER und die Ausschlußwahrscheinlichkeit nach JANCIK und SPEISER berechnet. Dabei wurden die ABO-, MNSs-, Rhesus-, Kell-, Duffy-, Haptoglobin-, Gm-, Gc- und bei den Gutachten ab Mai 1967 die acPh- und ab April 1968 die PGM- und Inv(1)-Blutgruppeneigenschaften berücksichtigt.

Die Ergebnisse sind aus Tabelle I ersichtlich. Hierin wurden die ESSEN-MÖLLER-Wahrscheinlichkeiten der Größe nach geordnet und mit den übrigen Verfahren verglichen. Alle Angaben sind in Prozent. Mutter-

ein Kind-Mehrmannfälle und Mutter-zweieiige Kinder-ein Mann-Verbindungen wurden mit arabischen Zahlen hinter dem ESSEN-MÖLLER-Wert gemeinsam durchnumeriert. Um sie voneinander unterscheiden zu können, erhielt die Mutter-zweieiige Kinder-ein Mann-Gruppe zur fortlaufenden Zahl zusätzlich noch einen Punkt. So bedeutet z.B. $90.00_{4.}$: Es ist das 4. Gutachten der oben hervorgehobenen Verbindungen, und zwar handelt es sich um einen Mutter-zweieiige Kinder-ein Mann-Fall. Die Vaterschaftswahrscheinlichkeit des Probanden für das zweite Kind findet man, indem man den anderen ESSEN-MÖLLER-Wert mit dem Index 4. aufsucht.

Im einzelnen setzen sich die 322 Gutachten aus 1 Dreimannfall, 20 Zweimannfällen, 2 Mutter-zweieiige Kinder-Einmannfällen und 299 Mutter-ein Kind-ein Mann-Fällen zusammen. Auf die Korrekturformeln für Mehrmannfälle (SCHULTE-MÖNTING und HUMMEL; HUMMEL, SCHMIDT und SCHWARZFISCHER sowie FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER) wurde nicht eingegangen. Für die HOMMAsche Methode wurde die Gesamtfällezahl mit 421 Fällen, die Ausschlußzahl mit 99 Fällen bestimmt. Bei dem Verfahren nach STUTZ und ZIMMERMANN wurde die Vaterschaftswahrscheinlichkeit für eine Stichprobengröße von n = 4 und n = 8 Männern berechnet. Im übrigen sei auf die Rechenbeispiele verwiesen.

2. Hilfsmittel

Die Merkmalshäufigkeiten wurden jeweils den Tabellen entnommen, auf die die Verfasser der Verfahren verweisen. Die Wahrscheinlichkeitsberechnungen selbst sind mit Hilfe des DIEHL COMBITRON der Firma Diehl-Rechenmaschinen, Nürnberg, und des WANG ELECTRONIC CALCULATOR, MODEL 320, der Wang Laboratories Inc., Tewksbury, Mass., U.S.A. ausgeführt worden. Vereinzelt wurde auch auf SCHÜLKEs TAFELN zurückgegriffen.

3. Zahlenwerte

Tabelle I. Wahrscheinlichkeitswerte (ausgedrückt in Prozent) der nach den beschriebenen Verfahren berechneten Mutter-Kind-Eventualvater-Verbindungen.
EM = nach ESSEN-MÖLLER
SZ = nach STUTZ und ZIMMERMANN (IV: n = 4 Eventualväter; VIII: n = 8 Eventualväter)
H = nach HOMMA
JS = nach JANCIK und SPEISER
FHP = nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER
Arab. Index = Mehrmannfall (z.B. 30.00_{1})
Arab. Index mit Punkt = Mutter-zweieiige Kinder-ein Mann-Fall (z.B. $60.00_{2.}$)

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
99.97	100.00	100.00	99.95	99.84	0.12
99.96	100.00	100.00	99.87	99.59	0.21
99.93	100.00	100.00	99.97	99.89	0.06
99.88	100.00	100.00	98.78	96.17	0.15
99.87	100.00	100.00	99.75	99.18	0.15
99.82	99.91	99.45	98.23	94.55	4.07
99.82	100.00	100.00	99.97	99.89	0.16
99.75	100.00	99.99	99.33	97.86	0.75
99.74	100.00	100.00	99.57	98.62	0.42
99.73	99.99	99.97	98.03	93.98	3.53
99.73	100.00	100.00	99.93	99.78	0.36
99.71	100.00	99.98	99.11	97.20	3.01
99.70	100.00	100.00	99.52	98.46	0.59
99.69	100.00	100.00	99.95	99.83	0.16
99.65	100.00	100.00	96.09	88.72	0.37
99.62	100.00	100.00	99.90	99.68	0.29
99.62	99.99	99.97	99.57	98.61	1.10
99.62	100.00	99.98	99.90	99.67	0.50
99.62	100.00	100.00	99.81	99.38	0.32
99.58	100.00	99.98	99.39	98.06	1.65
99.55	99.98	99.90	98.46	95.22	4.71
99.53	100.00	99.98	99.47	98.29	0.71
99.52	99.99	99.95	99.44	98.22	1.34

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
99.52	99.99	99.96	99.47	98.30	1.71
99.47	99.99	99.94	99.34	97.90	2.47
99.47	99.99	99.95	99.47	98.32	2.12
99.43	99.99	99.96	99.62	98.78	0.90
99.39	100.00	99.99	99.24	97.58	1.43
99.38	99.67	98.59	98.36	94.93	4.03
99.33	99.99	99.98	98.39	95.01	0.83
99.32_1	99.99	99.95	98.73	96.04	2.56
99.32	99.99	99.94	99.70	99.04	0.96
99.28	100.00	99.98	99.70	99.03	0.45
99.26	99.97	99.87	98.57	95.57	5.18
99.22	99.99	99.95	99.58	98.65	1.52
99.22	99.99	99.97	98.45	95.20	4.41
99.21	99.97	99.87	98.74	96.05	3.11
99.16	100.00	99.98	97.03	91.19	0.10
99.11	99.99	99.95	96.64	90.15	1.70
99.11	99.99	99.95	97.90	93.62	1.75
99.10	99.93	99.60	94.99	85.98	10.76
99.08	99.97	99.87	96.18	88.96	10.09
99.06	100.00	100.00	99.85	99.53	0.57
99.02	99.99	99.96	99.45	98.24	2.31
98.99	99.90	99.39	99.01	96.89	3.11
98.90	99.91	99.45	98.23	94.55	4.07
98.88	100.00	99.98	99.89	99.65	0.45
98.87	99.68	98.62	97.01	91.14	7.21
98.87	100.00	99.99	99.79	99.32	0.39
98.85	99.97	99.84	98.91	96.58	2.74
98.80	99.98	99.92	99.83	99.44	2.47
98.76	99.99	99.95	99.26	97.64	1.31
98.75	99.99	99.95	98.83	96.34	2.21
98.74	99.96	99.83	99.39	98.06	1.84
98.73	99.98	99.93	99.52	98.46	2.25
98.70	99.96	99.75	99.31	97.81	2.24
98.69	99.96	99.83	97.33	92.02	2.96
98.65	99.90	99.42	97.32	91.97	5.68
98.62	99.38	97.08	93.76	83.12	15.24
98.61	99.94	99.67	97.37	92.12	7.64

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
98.60	99.94	99.66	98.68	95.89	3.72
98.56	99.97	99.85	99.24	97.59	2.14
98.49	99.97	99.87	98.66	95.82	3.07
98.45	99.92	99.55	98.40	95.06	5.09
98.44	99.92	99.51	99.52	98.45	3.30
98.42	99.97	99.84	99.11	97.20	3.14
98.37	99.95	99.71	99.43	98.19	1.71
98.37	99.91	99.47	95.91	88.25	11.48
98.36	99.95	99.68	95.99	88.46	10.77
98.35	99.95	99.68	98.87	96.46	3.10
98.35	99.97	99.88	97.87	93.52	3.91
98.34	99.99	99.98	99.41	98.13	1.42
98.30	99.94	99.62	98.22	94.53	6.91
98.30	99.92	99.55	98.28	94.70	3.85
98.28	100.00	99.99	99.91	99.72	0.70
98.25	99.99	99.96	99.60	98.70	1.25
98.25	99.92	99.52	98.70	95.95	3.65
98.24	100.00	99.99	99.70	99.02	0.80
98.23	99.96	99.83	98.74	96.05	2.38
98.17	100.00	99.99	99.48	98.35	0.91
98.09	99.99	99.97	99.06	97.02	1.71
98.08	99.95	99.69	98.44	95.18	2.59
98.04	99.85	99.11	96.63	90.11	8.52
98.04	99.58	98.20	97.91	93.64	7.17
97.95	99.98	99.93	98.79	96.22	1.83
97.95	99.88	99.29	95.54	87.32	3.65
97.91	99.83	99.03	94.78	85.49	13.38
97.76	99.90	99.43	98.78	96.17	4.58
97.72	99.91	99.45	97.84	93.44	8.32
97.69	99.49	97.58	97.91	93.63	3.76
97.65	99.27	96.61	98.01	93.94	5.92
97.65	99.95	99.71	99.23	97.57	1.58
97.62	99.93	99.56	98.07	94.09	2.58
97.59	99.87	99.24	98.79	96.20	4.99
97.57	99.90	99.40	96.96	91.00	0.95
97.50	99.97	99.87	98.40	95.06	4.53
97.49	99.27	96.59	92.44	80.27	18.21

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
97.33	98.24	92.33	94.42	84.63	29.57
97.33	99.79	98.76	98.60	95.65	4.54
97.30	99.85	99.14	98.71	95.98	4.65
97.30	99.93	99.58	95.45	87.12	3.97
97.26	99.93	99.57	99.21	97.50	2.33
97.23	99.99	99.95	99.51	98.44	0.83
97.21	99.87	99.23	98.30	94.78	3.91
97.16	99.96	99.73	98.65	95.80	4.07
97.14	99.68	98.63	97.60	92.77	6.54
97.13_2	98.72	94.26	95.23	86.57	13.77
97.09	99.94	99.64	99.10	97.15	3.01
97.08	99.81	98.91	96.40	89.51	9.92
97.07	99.91	99.49	97.92	93.65	4.74
96.79	98.70	94.16	95.98	88.44	11.92
96.73	99.82	98.94	93.84	83.30	16.69
96.55	98.45	93.18	86.52	69.52	18.66
96.50	99.96	99.82	99.37	97.99	2.37
96.45	99.93	99.60	98.26	94.64	2.69
96.43	99.97	99.86	98.20	94.46	2.52
96.40	99.78	98.71	97.76	93.21	5.61
96.40	99.81	98.90	98.48	95.30	6.31
96.34	99.29	96.68	98.35	94.00	8.32
96.34	99.93	99.61	98.06	94.07	5.45
96.29	99.96	99.83	98.55	95.49	2.91
96.27	99.83	99.01	97.74	93.16	6.05
96.25	99.92	99.51	96.82	90.62	2.81
96.19	94.54	80.26	77.77	58.04	44.26
96.15	99.79	98.76	97.76	93.21	6.71
96.13_3	90.60	68.30	72.94	53.19	40.37
96.12	99.52	97.72	97.23	91.74	10.37
96.09	99.81	98.87	96.55	89.92	9.07
96.00	99.82	98.97	98.66	95.81	2.44
95.95	99.64	98.45	98.60	95.64	8.93
95.88	99.87	99.26	96.85	90.71	9.84
95.84_4	99.20	96.24	90.35	76.12	21.24
95.78	99.90	99.42	94.20	84.12	13.53
95.61	99.04	95.60	91.65	78.64	20.94

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
95.60	99.81	98.88	95.06	86.16	10.99
95.60	99.93	99.58	92.35	80.07	3.09
95.58	99.93	99.55	99.19	97.44	1.27
95.55	99.80	98.82	97.49	92.46	6.84
95.54	99.62	98.36	92.21	79.80	18.93
95.46_5	99.90	99.41	97.65	92.89	6.26
95.31	99.47	97.48	96.21	89.03	12.90
95.31	97.58	89.14	83.52	65.11	33.75
95.26	99.96	99.75	99.18	97.40	4.69
95.15	99.86	99.16	98.16	94.35	4.65
95.13	99.47	97.49	97.78	93.27	5.90
95.12	96.62	85.42	97.08	91.33	7.37
95.04	99.23	96.40	97.79	93.30	6.26
94.97	99.58	98.21	96.27	89.18	8.65
94.95	99.98	99.92	99.63	98.82	1.08
94.84	94.56	80.30	83.22	64.69	32.99
94.81_1	99.79	98.81	98.73	96.04	2.56
94.77	99.95	99.71	99.28	97.71	1.46
94.70	99.65	98.48	91.11	77.57	5.84
94.70	99.98	99.90	98.98	96.79	2.04
94.69	98.61	93.80	96.27	89.18	10.13
94.66	99.88	99.27	98.91	96.58	4.35
94.59	99.84	99.09	98.91	96.57	3.62
94.49	98.90	94.89	90.47	76.34	11.02
94.42_6	99.02	95.51	89.61	74.75	16.09
94.41	99.49	97.55	95.15	86.38	12.06
94.37	99.86	99.20	98.30	94.77	5.26
94.35_7.	99.61	98.34	94.61	85.08	11.99
94.32	95.27	82.47	91.12	77.59	25.98
94.30	97.42	88.48	92.86	81.15	14.28
94.20	97.13	87.35	87.22	70.64	27.66
94.05	99.21	96.31	95.68	87.68	11.87
93.93	98.76	94.42	94.49	84.81	14.22
93.90	99.96	99.73	98.25	94.62	5.50
93.86	99.16	96.11	91.64	78.63	13.33
93.83	98.87	94.89	95.94	88.33	14.50
93.76	98.69	94.13	95.91	88.27	10.61

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
93.74	98.83	94.70	93.50	82.54	16.91
93.64	99.69	98.66	97.52	92.54	6.45
93.62	98.19	92.15	92.45	80.29	19.22
93.50	98.87	94.89	96.10	88.74	11.39
93.39	99.86	99.17	97.09	91.34	6.36
93.07	98.86	94.84	94.89	85.75	12.62
93.05	99.14	96.02	96.06	88.64	11.13
92.97	99.58	98.22	89.51	74.56	19.16
92.92	96.77	86.01	92.20	79.76	18.34
92.80	99.43	97.29	95.67	87.65	10.59
92.78	99.33	96.87	97.77	93.25	24.07
92.77	99.89	99.35	98.36	94.94	1.93
92.68	94.30	79.52	82.63	63.90	31.41
92.57	99.32	96.80	87.44	70.99	16.51
92.53	98.76	94.40	97.42	92.27	8.19
92.45	98.42	93.05	91.65	78.65	20.08
92.41	98.46	93.21	84.44	66.40	24.71
92.33	96.86	86.63	94.33	84.42	17.15
92.22	99.25	96.51	98.56	95.53	5.12
92.06	96.61	85.59	90.26	75.95	20.59
92.04_8	97.30	88.03	70.95	51.42	31.20
91.88	98.57	93.63	97.68	92.98	10.37
91.65	98.79	94.53	94.79	85.50	8.72
91.45	98.74	94.33	85.26	67.60	28.73
91.44_9	93.77	78.00	75.79	55.95	36.26
91.34_{10}.	99.94	99.62	98.72	96.00	2.62
91.22	96.68	85.67	84.22	66.09	32.43
91.18	99.35	96.95	95.34	86.85	11.67
91.16	99.23	96.43	94.14	83.98	10.41
91.06	98.37	92.86	87.10	70.45	28.10
90.99	99.90	90.43	98.91	96.58	5.26
90.92_2	99.16	96.61	95.23	86.57	12.86
90.67	98.52	93.45	93.22	81.93	17.54
90.41	98.96	95.27	95.17	86.43	14.03
90.29	99.36	96.98	96.21	89.03	12.03
90.09	97.74	89.77	95.50	87.23	11.43
89.99	97.35	88.22	87.76	71.52	19.14

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
89.35_{11}	99.29	96.67	95.06	86.15	19.64
89.24	83.30	51.01	86.41	69.34	31.39
89,17	97,51	88,85	91,16	77,66	24,59
89,16	99,01	95,47	95,54	87,33	13,18
88.93	98.34	92.73	99.44	98.22	9.87
88.91	98.03	91.51	91.10	77.56	19.05
$88.91_{7.}$	95.74	83.96	94.65	85.17	14.53
88.86	98.90	92.92	93.64	82.86	13.64
88.67_{4}	97.87	90.27	90.35	76.12	21.24
88.48	99.33	96.84	98.02	93.94	12.62
88.41	90.42	67.85	88.73	73.17	23.85
88.31	98.98	95.33	68.13	49.10	5.24
88.12_{12}	97.94	91.17	88.14	72.16	21.28
88.07	99.49	97.56	97.93	93.70	2.68
87.76	90.80	68.82	77.93	58.21	36.61
87.65	98.75	94.40	94.83	85.60	7.67
87.63	97.95	91.20	97.49	92.46	9.15
87.49	99.59	98.26	96.43	89.60	14.26
87.30_{13}	98.91	95.04	89.35	74.28	20.66
86.75_{14}	93.23	76.47	89.29	74.17	15.38
86.74	98.15	91.98	93.60	82.78	13.03
86.60	97.98	91.30	96.64	90.16	12.25
86.48	98.94	95.19	93.34	82.19	16.43
86.34	92.55	73.53	79.12	59.56	30.04
86.14	99.06	95.69	93.09	81.64	20.69
86.06	97.49	88.78	95.32	86.78	13.95
86.05	98.32	92.63	93.64	82.86	16.47
85.87	97.75	89.81	96.14	88.84	11.86
85.87	93.81	78.10	82.96	64.34	34.37
85.49_{15}	96.07	88.06	88.16	72.20	27.86
85.34	99.44	97.34	96.87	90.75	8.76
85.31	96.66	85.59	98.09	94.14	9.79
85.30	99.13	96.00	96.39	89.49	7.51
85.26_{14}	96.75	85.92	89.29	74.17	15.38
85.15	98.94	95.16	97.21	91.67	11.09
$84.89_{10.}$	97.61	89.24	96.29	89.24	10.51
84.88	93.71	77.81	82.38	63.57	31.34

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
84.75	85.13	54.65	56.25	41.27	59.76
84.63	99.18	96.18	97.99	93.85	6.81
84.57	94.83	81.13	62.83	45.27	50.19
84.50	99.40	97.17	97.97	93.80	5.77
84.00_{5}	99.46	97.45	97.65	92.89	6.26
83.69	96.69	85.71	87.91	71.78	27.77
83.63	96.13	85.22	84.87	67.02	31.31
83.53	97.14	87.41	87.43	70.98	26.05
83.21	99.40	97.17	98.43	95.15	5.37
83.14	97.14	87.40	86.29	69.16	26.88
82.59	92.81	74.27	68.46	49.36	47.62
82.49	90.77	68.17	92.98	81.41	18.86
82.35_{16}	88.41	62.97	67.13	48.33	30.84
82.17	98.50	93.35	93.12	81.71	6.60
82.16	94.12	79.00	86.54	69.55	31.26
82.07	97.37	88.31	95.11	86.27	15.54
81.96	99.35	96.94	95.04	86.12	14.94
81.84	98.78	94.51	90.35	76.12	21.24
81.40	99.25	96.50	95.68	87.67	12.55
81.40_{12}	93.61	77.55	88.14	72.16	21.28
80.67	98.93	95.15	81.19	62.04	36.99
79.69	86.98	59.78	94.12	83.95	21.75
79.23_{17}	95.52	83.27	90.53	76.45	23.57
79.13	98.29	92.51	86.66	69.74	27.10
79.11_{11}	95.87	84.36	95.06	86.15	19.64
78.88	95.48	83.12	82.86	64.20	41.64
78.54	91.71	70.04	89.44	74.44	22.79
78.13	99.18	96.18	97.83	93.41	5.97
77.81	89.87	66.48	81.71	62.70	35.27
77.42	98.84	94.75	94.00	83.67	12.71
77.26	62.77	23.39	72.55	52.83	52.89
77.22_{18}	79.54	44.37	71.16	51.60	40.32
76.78	92.59	73.66	93.28	82.07	20.81
76.49	92.43	73.20	97.05	91.25	12.28
76.49_{19}	71.72	32.15	71.51	51.90	47.38
76.48_{6}	98.44	93.12	89.61	74.75	16.07
76.31_{20}	85.96	56.39	79.65	60.17	35.90

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
76.28_{8}	95.24	82.39	70.95	51.42	31.20
75.78_{17}	93.34	76.77	90.53	76.45	23.57
75.64_{15}	89.58	65.76	88.16	72.20	27.86
75.37	89.56	65.71	81.39	62.30	41.35
75.29	88.03	62.12	95.37	86.92	54.18
74.92	98.72	94.26	97.28	91.88	11.29
73.81	97.62	89.33	92.51	80.42	20.31
73.58	98.03	91.49	96.15	88.86	11.00
73.51	90.52	68.10	85.82	68.44	32.66
72.86	88.59	63.40	95.28	86.68	17.87
72.18	92.32	72.89	90.72	76.81	20.87
72.09	95.25	82.40	94.74	85.40	15.45
72.08	95.98	84.72	88.14	72.17	28.04
71.97	77.61	41.36	89.50	74.54	28.03
71.85_{13}	99.13	96.00	89.35	74.28	22.53
71.48	97.07	87.13	91.94	79.22	20.51
71.45_{19}	90.75	68.70	71.51	51.90	47.38
70.89	99.34	96.88	93.88	83.39	13.96
70.04_{16}	72.11	33.99	67.13	48.33	30.84
69.20	64.35	24.69	61.72	44.54	54.05
68.91	89.54	65.66	80.91	61.70	35.68
68.53	95.16	82.14	82.52	63.75	32.61
68.26	81.81	48.97	84.56	66.57	31.30
68.21	94.38	79.78	93.32	82.16	18.29
67.78	67.05	27.13	85.91	68.58	35.11
67.70	89.50	65.57	92.27	79.90	17.24
67.18	91.35	70,26	87.04	70.35	27.06
65.38	91.67	70.84	89.32	74.22	24.05
64.12	81.35	47.44	81.47	62.40	35.22
63.88	88.57	63.35	90.88	77.12	28.21
61.56	91.00	69.35	82.25	63.40	28.83
60.06	87.47	60.84	93.42	82.37	20.00
59.30	91.14	69.71	89.99	75.44	17.60
59.08	94.39	79.79	91.41	78.16	17.50
59.06	97.70	89.61	90.83	77.03	13.55
59.00	90.13	67.12	78.87	59.27	35.59
58.79	93.68	77.74	85.23	67.55	29.67

EM	SZ_{IV}	SZ_{VIII}	H	(JS)	FHP
58.72_{3}	76.65	39.94	72.94	53.19	40.37
58.35	83.01	50.45	85.78	68.37	23.50
58.13	83.84	52.06	86.05	68.79	34.26
57.10	82.22	48.99	59.67	43.26	46.60
55.64	81.71	48.08	79.41	59.89	39.38
54.76_{21}	52.07	16.98	45.58	36.10	58.73
54.66_{22}	62.93	23.53	75.25	55.40	47.92
54.50_{18}	57.95	20.04	71.16	51.60	41.59
53.22	94.69	80.71	91.08	77.51	20.83
52.95	96.00	84.79	85.44	67.86	28.64
51.32	89.73	66.12	94.06	83.80	16.30
49.05	95.91	84.52	93.51	82.56	12.85
47.85	92.60	73.68	95.20	86.49	13.55
46.55_{22}	62.93	23.53	75.25	55.40	47.92
45.44_{20}	69.22	29.33	79.65	60.17	37.02
43.98	80.71	46.33	87.45	71.02	28.01
38.01	77.62	41.36	80.91	61.70	38.99
36.79	67.33	27.40	77.78	58.05	45.99
35.34_{21}	52.07	16.98	45.58	36.10	58.73
35.07_{8}	88.94	64.23	70.95	51.42	31.20
33.64_{9}	77.79	41.62	75.79	55.95	36.26
32.96_{23}	46.22	14.88	59.36	43.07	49.58
31.24	48.16	15.48	51.63	38.86	52.23
25.07	99.97	99.84	98.50	95.36	4.03
18.19	84.08	52.52	87.79	71.57	34.37
15.73	88.15	62.39	77.50	57.74	40.55
15.73_{23}	59.70	21.16	59.36	43.07	54.06

4. Besprechung

Vergleichende Berechnungen der Erzeugerplausibilität nach den Verfahren von ESSEN-MÖLLER und FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER hat schon GALLASCH 1969 gemacht. Er bewertete dabei Wahrscheinlichkeitsunterschiede von mehr als 5%. Wurde jedoch nur mit einem Verfahren allein die 99%-Grenze bei Einmannsachen oder die 95%-Grenze bei Mehrmannsachen erreicht, so wurden schon kleinere Unterschiede berücksichtigt. Unter diesen Gesichtspunkten ergaben sich bei 100 Fällen 69 voneinander abweichende Ergebnisse. Hiervon erschienen 10 dem Verfasser bedeutend, und zwar, weil 4mal in Einmannsachen die 99%-Grenze und 6mal in Mehrmannsachen die 95%-Grenze mit nur einem Verfahren erreicht oder überschritten wurde. Davon wiederum entfielen 8 Werte auf die ESSEN-MÖLLER-Methode und 2 auf das FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Verfahren. GALLASCH sieht die Ursache dieser Unterschiede darin, daß:

1. Beide Methoden von leicht unterschiedlichen Genfrequenzen ausgehen.
2. Die Homozygotie der Probandenmerkmale von ESSEN-MÖLLER höher bewertet wird als die Heterozygotie. Dies ist bei FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER nicht der Fall.
3. FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER im Gegensatz zu ESSEN-MÖLLER die Systeme, bei denen nach

der Mutter-Kind-Verbindung keine "unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften" vorhanden sind, nicht bewerten.

Ergab sich andererseits für einen Probanden ein positiver Hinweis auf Vaterschaft, der sich bei GALLASCH in Wahrscheinlichkeitswerten von W $\geq$ 95% ausdrückte, so handelte es sich stets um einen von vornherein bestehenden oder durch Ausschluß erreichten Einmannfall. Dies war beiden Methoden gemeinsam. Wurde der Grenzwert von 95% auf 90% gesenkt, dann traten 5 Fälle auf - 2 nach dem ESSEN-MÖLLER-Verfahren, 3 nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER - bei denen nur ein Proband einer Mehrmannsache den Grenzwert überschritt. Die Tatsache, daß damit ein Gutachten nur an Hand von Zahlen entschieden werden könnte, erscheint GALLASCH gefährlich. Zusammenfassend empfiehlt er beide Methoden, da sie bei "positivem Hinweis auf eine Vaterschaft grundsätzlich in die gleiche Richtung zeigen". Als Vorteil des ESSEN-MÖLLER-Verfahrens gegenüber dem Verfahren von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER empfindet GALLASCH die Höherbewertung der Homozygotie, als Nachteil die unsichere a priori-Wahrscheinlichkeit.

In einer Diskussionsbemerkung verglich ZIMMERMANN 168 nach der ESSEN-MÖLLER-Formel berechnete Fälle von Vaterschaftswahrscheinlichkeit mit den entsprechenden Werten von STUTZ und ZIMMERMANN und FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER. Dabei fand er bei

höheren Werten eine sehr gute Übereinstimmung der 3 Verfahren; im Bereich geringerer Wahrscheinlichkeiten waren die Ergebnisse teilweise schwankend. Die Grenze von "höheren" zu "geringeren" Werten gab er nicht an.

Die sich in den 322 Gutachten ergebenden eigenen Wahrscheinlichkeitswerte reichen von 99.97% bis 15.73% bei Anwendung des Verfahrens nach ESSEN-MÖLLER, von 100% bis 46.22% (SZ_{VIII} bis 14.88%) nach STUTZ und ZIMMERMANN, von 99.97% bis 45.58% nach HOMMA und von 0.06% bis 59.76% nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER. Die Ausschlußwahrscheinlichkeiten nach JANCIK und SPEISER erscheinen als Zwischenwerte in dem Verfahren von HOMMA. Sie werden aus diesem Grunde nicht weiter besprochen.

Vergleicht man die 346 ESSEN-MÖLLER-Ergebnisse im einzelnen mit denen von STUTZ und ZIMMERMANN, so sind mit 9 Ausnahmen die STUTZ-ZIMMERMANN-Werte - bei Annahme von 4 Eventualvätern - stets größer als die ESSEN-MÖLLER-Werte. Die Ursache liegt nach STUTZ und ZIMMERMANN in der Beschränkung der Eventualväterzahl und in der Einbeziehung unvollständiger Rh-Gene. Von FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER (1968[2]) wird eingewendet, daß die in der STUTZ-ZIMMERMANN-Formel als W_0 erscheinende Wahrscheinlichkeit eines nicht zu erwartenden Ereignisses unrealistisch hoch bewertet wird. Diese Kritik scheint berechtigt. Eine untergeordnete Rolle dagegen spielen die nur gering unter-

schiedlichen Genfrequenzen.

Bei den 9 Ausnahmen reichen die Differenzen von 0.28% bis 14.49%. Davon sind aber nur 3 insofern wichtig, als mit dem ESSEN-MÖLLER-Verfahren eine auf Vaterschaft weisende Wahrscheinlichkeit von W $\geq$ 90% erzielt wird, während der STUTZ-ZIMMERMANN-Wert unter der von ihnen zunächst (1960) angegebenen Grenze von 96% bleibt und damit nur den Bereich "unentschieden" erreicht. Mit dem Einbeziehen unvollständiger Rh-Gene bei STUTZ und ZIMMERMANN ließen sich die 9 Ausnahmen nicht erklären.

Insgesamt liegen 207 ESSEN-MÖLLER-Wahrscheinlichkeiten über 90%. 6 Fälle davon sind problematisch, weil der entsprechende STUTZ-ZIMMERMANN-Wert hierbei nur den Bereich "unentschieden" erreicht. Umgekehrt finden sich 258 Ergebnisse, bei denen die Wahrscheinlichkeit nach STUTZ und ZIMMERMANN mehr als 96% beträgt; bei 57 von ihnen bleibt der ESSEN-MÖLLER-Wert unter 90%.

Erhöht man andererseits die STUTZ-ZIMMERMANN-Grenze von 96% auf 98%, wie sie ZIMMERMANN in einer Diskussionsbemerkung 1969 angab, so erhält man 227 auf Vaterschaft deutende STUTZ-ZIMMERMANN-Werte. Hiervon wiederum stimmen 36 mit den dazugehörigen Ergebnissen von ESSEN-MÖLLER nicht überein. Dagegen finden sich bei den 207 eine positive Entscheidung bringenden ESSEN-MÖLLER-Wahrscheinlichkeiten 16 den entsprechenden STUTZ-ZIMMERMANN-Ergebnissen

widersprechende Befunde.

Wird anstelle des SZ_{IV}-Wertes (STUTZ-ZIMMERMANN-Wert unter der Annahme von 4 Eventualvätern) der SZ_{VIII}-Wert (bei 8 Eventualvätern) berechnet, dann ändert sich die Anzahl der voneinander abweichenden Ergebnisse insgesamt nur unwesentlich. Den 207 positiven ESSEN-MÖLLER-Resultaten stehen jetzt 41 STUTZ-ZIMMERMANN-Werte gegenüber, die unterhalb der 96%-Grenze bleiben. Aber nur noch 182 STUTZ-ZIMMERMANN-Wahrscheinlichkeiten sind größer als 96% mit 16 ihnen widersprechenden ESSEN-MÖLLER-Ergebnissen.

Die ESSEN-MÖLLER-Werte wurden sodann mit den nach dem HOMMAschen Verfahren berechneten Größen verglichen. Die Bewertungsgrenzen (von HOMMA nicht angegeben) sind bei beiden Methoden gleich. Wahrscheinlichkeitswerte von $W \geq 90\%$ sollen auf Vaterschaft hinweisen. Als nichtübereinstimmend wurden die Ergebnisse dann angesehen, wenn mit einem Verfahren die 90%-Grenze überschritten wird, mit dem andern jedoch nicht. Unter diesen Voraussetzungen finden sich gegenüber 207 eine positive Entscheidung bringenden ESSEN-MÖLLER-Wahrscheinlichkeiten 254 bei HOMMA. Mit diesen 207 ESSEN-MÖLLER-Werten stimmen 16 HOMMA-Werte nicht überein. Umgekehrt weichen 63 ESSEN-MÖLLER-Befunde von den 254 HOMMA-Resultaten ab. Weiter zeigt sich, daß die HOMMAschen Ergebnisse im allgemeinen höher liegen als die nach ESSEN-MÖLLER. Am größten ist die Differenz dann,

wenn die Blutgruppeneigenschaften heterozygot auftreten. Andererseits liegt gehäuft Homozygotie vor, wenn die ESSEN-MÖLLER-Werte die HOMMA-Wahrscheinlichkeiten übersteigen. Dies erklärt sich damit, daß bei ESSEN-MÖLLER im Gegensatz zu HOMMA die Homozygotie höher bewertet wird als die Heterozygotie (vgl. auch GALLASCH).

Geringere Unterschiede bestehen zwischen den Ergebnissen HOMMAs und denen STUTZ-ZIMMERMANNs. Den 254 HOMMA-Werten über 90% stehen 22 SZ_{IV}-Werte unter 96% gegenüber. Von den 258 SZ_{IV}-Werten über 96% erreichen 26 der entsprechenden HOMMA-Wahrscheinlichkeiten die 90%-Grenze nicht. Eine einheitliche Erklärung dafür ergab sich nicht.

Abschließend wurden die nach der FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Formel berechneten Wahrscheinlichkeiten mit den Ergebnissen der anderen Methoden verglichen. FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Werte unter 10% sollen dabei als auf Vaterschaft deutend angesehen werden.

Insgesamt fanden sich 158 FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Werte unter 10%. Von diesen weichen 15 ESSEN-MÖLLER-Wahrscheinlichkeiten dadurch ab, daß sie im Bereich "unentschieden" liegen. Von den 207 ESSEN-MÖLLER-Werten über 90% sind 64 der FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Vergleichswerte größer als 10%. Damit wurden ähnliche Ergebnisse erzielt wie bei GALLASCH. Dieser stellte fest, daß höhere ESSEN-MÖLLER-Werte stets dann vorlagen, wenn die Blutmerkmale (des Man-

nes) homozygot auftraten. Umgekehrt soll es sich stets um Heterozygotie handeln, wenn die Wahrscheinlichkeitswerte nach FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER eine höhere Beurteilung ergaben. Dem ist zuzustimmen, jedoch ist es angebracht, von überwiegender Homozygotie für den ersten Fall und überwiegender Heterozygotie für den zweiten Fall zu sprechen.

Stellt man die FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Wahrscheinlichkeiten den STUTZ-ZIMMERMANN-(IV)-Größen gegenüber, dann findet man, daß bei den 158 FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Ergebnissen unter 10% keiner der SZ_{IV}-Vergleichswerte die 90%-Grenze unterschreitet. Mit den 258 SZ_{IV}-Wahrscheinlichkeiten über 96% stimmen 100 der entsprechenden FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Befunde nicht überein.

Schließlich erhält man beim Vergleich mit HOMMA bei den 158 FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Ergebnissen nur einen HOMMA-Wert unter 90%, während demgegenüber von den 254 positiv entschiedenen HOMMA-Wahrscheinlichkeiten der dazugehörige FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFER-Wert 97mal keinen Hinweis auf Vaterschaft ergab.

Damit zeigt sich, daß die einzelnen Verfahren zum Teil sehr unterschiedliche Beurteilungen bringen. Die besten Übereinstimmungen werden beim Vergleich der HOMMA- mit den STUTZ-ZIMMERMANN-Ergebnissen erzielt. Trotz dieser Übereinstimmung ist der Informationsgehalt dieser beiden Verfahren unterschiedlich. So geht HOMMA vom Ausschluß aus und

gewinnt weitere Information aus dem zu berechnenden Gutachtenkollektiv. Es genügt, daß der Proband nicht ausgeschlossen werden konnte; sein Genmuster wird nicht berücksichtigt. STUTZ und ZIMMERMANN untersuchen die Mutter-Kind-Paarung auf die "unerläßlichen väterlichen Erbanlagen" und beziehen die Blutgruppeneigenschaften des "vermutlichen Erzeugers" in die Rechnung mit ein. Zusätzlich verwenden sie noch eine a priori-Wahrscheinlichkeit, die sich aus der Eventualväterzahl und der Häufigkeit der "unerläßlichen väterlichen Erbanlagen" in der Bevölkerung errechnet. Dies ist jedoch nicht als Vorteil den anderen Verfahren gegenüber anzusehen. Ebenso ist der unrealistisch hohe Wert des Nichtauftretens der "unerläßlichen väterlichen Erbanlagen" in der Formel zu bemängeln, da doch vorausgesetzt wird, daß die "unerläßlichen väterlichen Erbanlagen" stets in der Stichprobe vorhanden sein sollen (Vorbedingung, s. o.).

Auch FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER gehen auf das Genmuster des Probanden ein; ihre Auskunft ist jedoch weniger umfassend als bei STUTZ-ZIMMERMANN. Daneben wird auf eine a priori-Wahrscheinlichkeit verzichtet.

Beim ESSEN-MÖLLER-Verfahren wird die gesamte Information, die in den Serotypen der Beteiligten enthalten ist, durch den "kritischen Wert" $\frac{Y}{X}$ ausgeschöpft (HUMMEL 1969[3]). Hinzu kommt noch eine a pri-

ori-Wahrscheinlichkeit von 0.5, die allerdings von RIEDWYL und von FIEDLER kritisiert wird. FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER glauben aber, daß die damit verbundene Ungenauigkeit durch zu niedrig angesetzte Y-Werte zum Teil wieder ausgeglichen wird. Von HUMMEL und V.SCHMIDT wurde unter Zuhilfenahme eines früher angegebenen Rechenansatzes (SCHULTE-MÖNTING und HUMMEL) die a priori-Wahrscheinlichkeit geschätzt. Für Ein-Mann-Sachen betrug diese 48.2% und war damit mit der von ESSEN-MÖLLER vorgeschlagenen Größe von 50% praktisch identisch. Für Zwei- und Dreimannsachen waren die Abweichungen erheblich. Ein weiterer Ansatz zur Schätzung der a priori-Wahrscheinlichkeit wurde schließlich von WEHNER und RITTNER veröffentlicht, die nicht nur die Ausschlußquote und die Ausschlußwahrscheinlichkeit, sondern sämtliche Terzettentypen in allen untersuchten Systemen berücksichtigen. Von dem sich ergebenden Schätzwert für ein bestimmtes Material soll es abhängig gemacht werden, ob es sinnvoll ist, für dieses Material die Vaterschaftswahrscheinlichkeit nach dem BAYESschen Theorem zu berechnen.

Der "kritische Wert" $\frac{Y}{X}$ nach ESSEN-MÖLLER berücksichtigt die Information aus den Blutgruppenformeln am umfassendsten (HUMMEL 1969[3] und HUMMEL 1970). Nach HUMMEL und GRUMBRECHT werden die gesamten Befunde, die in der Mutter-Kind-Eventualvater-Konstellation stecken, ausgewertet; insbesondere wird zwi-

schen Homo- und Heterozygotie und der Dominanz einer Erbanlage über eine andere unterschieden. Bei unsicheren Genotypen errechnet sich eine niedrigere Vaterschaftswahrscheinlichkeit als bei sicheren. $\frac{Y}{X}$ ist damit allen anderen Informationen wie Z, W, p und der Vaterschaftswahrscheinlichkeit STUTZ-ZIMMERMANNs überlegen.

In der nachfolgenden Abbildung werden die mit den beschriebenen Verfahren berechneten Wahrscheinlichkeitsgrößen miteinander verglichen und graphisch dargestellt.

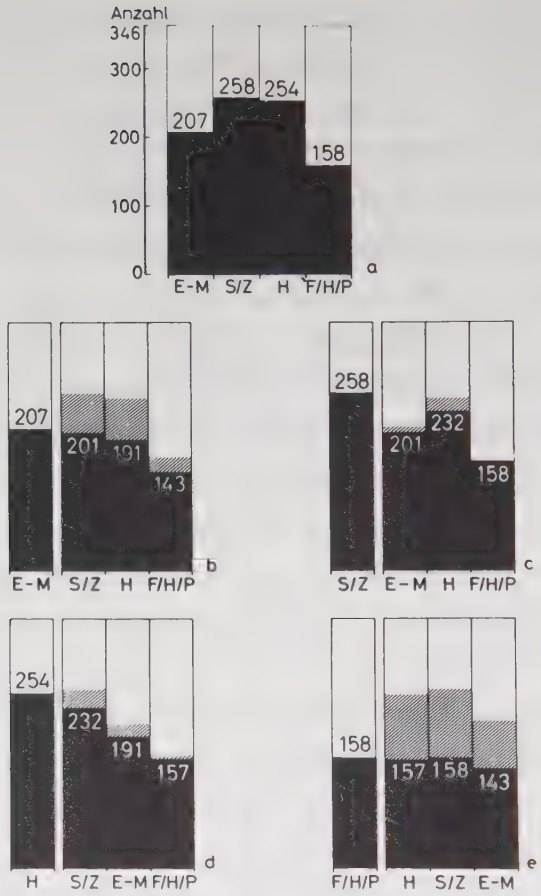

Abb. 1. Vergleich der Erzeugerplausibilitäten bei 322 Gutachtenfällen mit 346 Wahrscheinlichkeitswerten (344 nichtausgeschlossene Männer, 324 Kinder), nach 4 verschiedenen Verfahren berechnet.

a) Gesamtübersicht
b-e) Vergleich der Verfahren untereinander. Die Bezugsmethode ist vorangestellt.
E-M = ESSEN-MÖLLER
S/Z = STUTZ und ZIMMERMANN
H = HOMMA
F/H/P= FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER
schwarz: Hinweis auf Vaterschaft
schraffiert: Hinweis auf Vaterschaft ohne Bestätigung durch Bezugsmethode
weiß: "unentschieden" bis "Vaterschaft unwahrscheinlich"

E. Zusammenfassung

Es wurden 346 Vaterschaftswahrscheinlichkeiten aus 322 Gutachtenfällen nach den Methoden von ESSEN-MÖLLER, STUTZ und ZIMMERMANN, FIEDLER, HOPPE und PETTENKOFER und HOMMA berechnet. Die Ergebnisse wurden miteinander verglichen. Die einzelnen Verfahren bringen zum Teil sehr unterschiedliche Resultate. Die meisten positiven Hinweise auf Vaterschaft wurden mit dem Verfahren nach STUTZ und ZIMMERMANN erzielt. Es folgen die nach HOMMA errechneten Ergebnisse in dichtem Abstand. Die ESSEN-MÖLLER-Befunde nehmen etwa die Mitte ein. Die wenigsten positiven Hinweise auf Vaterschaft fanden sich bei Anwendung der FIEDLER-HOPPE-PETTENKOFERschen Formel.

F. Literatur

DREETZ, W.: Schülkes Tafeln vierstelliger Logarithmen, Funktions- und Zahlenwerte, 45Stuttgart (Teubner) 1959

ESSEN-MÖLLER, E.: Die Beweiskraft der Ähnlichkeit im Vaterschaftsnachweis; theoretische Grundlagen. Mitt. Anthropol. Ges. Wien 68, 9 (1938)

FIEDLER, H.: Wahrscheinlichkeitsberechnung im Blutgruppengutachten. Ärztl. Lab. 15, 125 (1969)

FIEDLER, H., H. HOPPE und H. PETTENKOFER: Ein neuer Weg zum "positiven Vaterschaftsbeweis" über die statistische Auswertung serologischer Befunde. Bundesgesundheitsblatt 11, 129 (1968^1)

FIEDLER, H., H. HOPPE und H. PETTENKOFER: Schlußwort (zur Diskussion von H. Mannebach und W. Zimmermann um die vorangehende Arbeit). Bundesgesundheitsblatt 11, 311 (1968^2)

GALLASCH, E.: Vaterschaftswahrscheinlichkeit nach den Verfahren von Essen-Möller (Hummel) und nach Fiedler, Hoppe und Pettenkofer bei 100 Gutachtenfällen. Tagungsbericht der Tagung der Gesellschaft für Forensische Blutgruppenkunde und der Arbeitsgemeinschaft gerichtlicher Blutgruppensachverständiger, Travemünde 1969

HERBICH, J.: Der Vaterschaftsprozeß. Österr. Ärztezeitung 21, 34 (1966)

HERBICH, J.: Sicherung des Erbganges serologischer Merkmale. Ärztl. Lab. 15, 69 (1969)

HOMMA, H.: Die empirische Bestimmung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit. Beitr. gerichtl. Med. 26, 159 (1969)

HOPPE, H. und E. HAIN: Zum Beweiswert der Blutgruppenuntersuchung im Vaterschaftsprozeß mit besonderer Berücksichtigung des Rh-Systems. Z. Hyg. 141, 429 (1955)

HUMMEL, K.: Die serologische Begutachtung mit biostatistischer Auswertung. In: Die medizinische Vaterschaftsbegutachtung mit biostatistischem Beweis (Hrsg. K. HUMMEL), Stuttgart (Fischer) 1961

HUMMEL, K.: Der Blutgruppensachverständige und das kommende Unehelichengesetz. Z. gerichtl. Med. 64, 115 (1968)

HUMMEL, K.: Biometrie der Abstammung. Meth. Inform. Med. 8, 159 (1969[1])

HUMMEL, K.: Zum biostatistischen Vaterschaftsbeweis aufgrund von Blutgruppenbefunden. Bundesgesundheitsblatt 12, 379 (1969[2])

HUMMEL, K.: "Verlauf und Ergebnis des biostatistischen Kolloquiums vom 26.7.1969 im Hygiene-Institut der Universität Freiburg" (pers. Mitt., 1969[3])

HUMMEL, K.: Vaterschafts- oder Ausschlußwahrscheinlichkeit? Bemerkungen zur Arbeit "Wahrscheinlichkeitsberechnung bei Blutgruppengutachten" von H. Riedwyl. Ärztl. Lab. 16, 297 (1970)

HUMMEL, K. und J. GRUMBRECHT: Vermutung oder positiver Beweis bei der Vaterschaftsfeststellung und die Aufgabe des medizinischen Sachverständigen. Anthropol. Anz. 32, 194 (1970)

HUMMEL, K. und P. IHM: Tabellenwerk zur Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit im serologischen Gutachten. In: Die medizinische Vaterschaftsbegutachtung mit biostatistischem Beweis (Hrsg. K. HUMMEL), Stuttgart (Fischer) 1961

HUMMEL, K. und V. SCHMIDT: Berechnung realistischer A-priori-Wahrscheinlichkeiten zur Verwendung bei der biostatistischen Vaterschaftsbegutachtung. Z. Immun.forsch. 139, 407 (1970)

HUMMEL, K., V. SCHMIDT und F. SCHWARZFISCHER: Die Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit bei Fällen mit mehr als einem im Blutgruppengutachten nicht ausgeschlossenen Mann. 2. Mitt. Z. Immun.forsch. 139, 50 (1969)

IHM, P.: Die mathematischen Grundlagen vor allem für die statistische Auswertung des serologischen und anthropologischen Gutachtens. In: Die medizinische Vaterschaftsbegutachtung mit biostatistischem Beweis (Hrsg. K. HUMMEL), Stuttgart (Fischer) 1961

IHM, P.: Ergänzungstabellen aus der zentralen Rechenanlage Marburg

JANCIK, W. und P. SPEISER: Zahlenwerte über die Wahrscheinlichkeit von Vaterschaftsausschlüssen, Wien (Springer) 1952

RIEDWYL, H.: Wahrscheinlichkeitsberechnung bei Blutgruppengutachten. Ärztl. Lab. 16, 86 (1970)

SACHS, V. und H. HOPPE: Die Feststellung der Vaterschaft auf Grund blutgruppenserologischer Reaktionen. Z. gerichtl. Med. 50, 9 (1960)

SCHULTE-MÖNTING, J. und K. HUMMEL: Über die Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit bei Fällen mit mehr als einem im Blutgruppengutachten nicht ausgeschlossenen Mann, 1. Mitt. Z. Immun.forsch. 138, 295 (1969)

SCHULTE-MÖNTING, J. und K. HUMMEL: Zum Problem der a-priori-Wahrscheinlichkeit bei der Errechnung der Vaterschaftsplausibilität. Berechnungsgrundlagen. Z. Immun.forsch. 139, 212 (1970)

SCHWARZFISCHER, F.: Zum Beweiswert des Vaterschaftsausschlusses durch die Blutgruppensysteme. Med. Klinik 58, 681 (1963)

SPEISER, P.: Die Leistungsfähigkeit der modernen serologischen Genetik in Paternitätssachen. Österr. Richterzeitung 41, 1 (1963)

SPEISER, P.: Ergänzungstabellen zu JANCIK, W. und P. SPEISER, Pers. Mitt. vom 25. Okt. 1969

SPIELMANN, W. und W. RENNINGER: Zur Problematik von Wahrscheinlichkeitsberechnungen in Blutgruppengutachten bei strittiger Vaterschaft. Z. Rechtsmedizin 67, 201 (1970)

STUTZ, H. und W. ZIMMERMANN: Ein Beitrag zum Problem der Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit bei blutgruppenserologischen Vaterschaftsgutachten. Z. Immun.forsch. 119, 479 (1960)

STUTZ, H. und W. ZIMMERMANN: Die Anwendung der Binomischen Methode bei der Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit. Z. Immun.forsch. 120, 161 (1960)

WEHNER, H. und CH. RITTNER: Das Bayes'sche Theorem und die Überprüfung seiner Anwendung zur Berechnung der Vaterschaftsplausibilität. Z. Rechtsmedizin 69, 125 (1971)

ZIMMERMANN, W.: Diskussionsbemerkung. Tagungsbericht der Tagung der Gesellschaft für Forensische Blutgruppenkunde und der Arbeitsgemeinschaft gerichtlicher Blutgruppensachverständiger, Travemünde 1969

Herrn Prof. Schleyer danke ich für die Überlassung des Themas, für seine Anregungen und Hinweise und für seine Beratung bei der Abfassung der Dissertation.

Herrn Prof. Ihm danke ich für die mathematische Beratung.

Frau Dr. Oepen bin ich für die geleistete Hilfe zu großem Dank verpflichtet.

Lebenslauf

Am 23. September 1945 wurde ich als Sohn des Ingenieurs Erhardt Schmidt und seiner Ehefrau Margaretha, geb. Panhans, in Deutsch-Liebau (Sudeten) geboren. 1946 wurden wir vertrieben und kamen nach Hasselbach, Kreis Limburg. Nach der Rückkehr meines Vaters aus Gefangenschaft zogen wir 1949 nach Wiesbaden-Dotzheim um. Hier wurde ich Ostern 1952 eingeschult. Ab Ostern 1956 besuchte ich das Gutenberg-Realgymnasium in Wiesbaden. 1958 übersiedelten wir nach Rendsburg. Dort erhielt ich an der Herderschule am 17. Februar 1965 das Reifezeugnis. Im Sommersemester 1965 begann ich das Studium der Medizin an der Universität Marburg. Hier legte ich am 22. März 1966 die naturwissenschaftliche Vorprüfung, am 11. September 1967 die ärztliche Vorprüfung und am 26. Januar 1971 das medizinische Staatsexamen ab. Am 3. April 1971 heiratete ich. Seit dem 1. Mai 1971 bin ich - zunächst als Medizinalassistent, inzwischen als Vollassistent - am St.Vincenz-Hospital in Limburg angestellt.

Meine akademischen Lehrer waren die Herren Professoren und Dozenten:

Beckmann, Berendes, Bommer, Brück, Buchholz, Dimroth, Dittrich, Dölle, Exner, Ganz, Gedigk, Golenhofen, Graul, Hamm, Hardewig, Hensel, Heuser, Hildebrandt, Hohorst, Hort, Hupe, Ihm, Jakobs, Kamke, Karlson, Knauff, Koransky, Korb, Kreutz, Lehmann-Grube, Linneweh, Lübbers, Mahr, Mann, Martini, Mattes, du Mesnil de Rochemont, Petry, Pots, Rodeck, Rodenhäuser, Rohen, Schiff, Schimassek, Schirren, Schleyer, Schlosser, Schmid, Schmitz-Moormann, Schwaiger, Seidel, Siegert, Staib, von Stosch, Straub, Streicher, Strohmeyer, Vogt, Voss, Walcher, Willenbockel, Witzel, Zilliken.